

# Befristete und andere „atypische“ Beschäftigungsverhältnisse: Wird der Arbeitsmarkt funktionsfähiger?

Bernhard Boockmann und Tobias Hagen\*

Der Einfluss atypischer Arbeit auf die Funktionsfähigkeit des Arbeitsmarktes hängt von der Art ihrer Nutzung ab. In dieser Arbeit definieren wir zunächst drei Nutzungsmotive: die Anpassung an Schwankungen der Geschäftstätigkeit, die Verbesserung der Personalauswahl durch die Verlängerung von Probezeiten und die Substitution unbefristeter Arbeit aus Kostengründen. Wir diskutieren, welche Effizienzwirkungen diese Nutzungsarten haben. Für jedes Motiv lassen sich in der theoretischen Betrachtung mögliche Effizienzgewinne, aber auch Effizienzverluste anführen. Für die befristeten Verträge als der in Deutschland am weitesten verbreiteten atypischen Beschäftigungsform untersuchen wir auf der Basis von Individualdaten auf Betriebs- und Personenebene, inwieweit die Nutzung in Deutschland mit diesen Nutzungsmotiven übereinstimmt und welche Evidenz es für die Effizienzwirkungen atypischer Arbeit gibt. Die Ergebnisse deuten am ehesten auf die Funktion der Personalauslese. Diese Gesichtspunkte werden auch in Bezug auf Leiharbeit, rechtlich selbständige Beschäftigung und auf Minijobs diskutiert. Dabei zeigen sich deutliche Unterschiede in den Gründen für die Nutzung unterschiedlicher Formen atypischer Arbeit.

<b>Gliederung</b>	4	Evidenz aus Betriebsdaten
1 Einleitung	5	Evidenz für Probezeiten aus Individualdaten
2 Rechtlicher Hintergrund und tatsächliche Nutzung befristeter Verträge	6	Folgerungen für andere Formen atypischer Arbeit: Zeitarbeit, Werkverträge und Minijobs
3 Die Funktion befristeter Verträge: Pufferbestand, Probezeiten oder Substitution unbefristeter Arbeit? Theorie und bisherige Evidenz	7	Schlussfolgerungen
		Literatur

\* Die Verfasser danken Alexander Spermann und zwei anonymen Gutachtern für sehr konstruktive Kommentare, Holger Alda für Unterstützung beim Zugang zu den Daten und Christoph Junkert, Ralf Sacchetto und Katherin Barg für engagierte Forschungsassistenz. Für alle verbliebenen Unzulänglichkeiten sind jedoch allein die Autoren verantwortlich. Ein Teil der hier vorgestellten Ergebnisse wurde im Rahmen eines von der Hans-Böckler-Stiftung (Projekt 2003-458-3) finanziell geförderten Projektes erarbeitet. Der Beitrag gibt die Auffassung der Autoren, nicht die der sie beschäftigenden Institutionen wieder.

## 1 Einleitung

Als Folge anhaltend hoher Arbeitslosigkeit haben eine Reihe europäischer Länder in den 1980er Jahren erleichterte Bedingungen für den Abschluss befristeter Arbeitsverträge und anderer kurzfristiger Beschäftigungsformen<sup>1</sup> geschaffen. Durch diese partielle Deregulierung sollte die Anpassungsfähigkeit der Arbeitsmärkte erhöht werden, ohne dass der gesetzliche Schutz der Mehrzahl der Arbeitnehmer angetastet würde. Auf der individuellen Ebene sollten diese Beschäftigungsformen als Sprungbrett aus der Arbeitslosigkeit dienen, auf der betrieblichen Ebene die Hürden für Neueinstellungen senken und so die Beschäftigung in der Gesamtwirtschaft erhöhen. Schon früh wurde allerdings die Befürchtung vertreten, der Arbeitsmarkt könne sich zwischen „Normalarbeitsverhältnissen“ einerseits und der Zone „atypischer“ Arbeit andererseits spalten. Dabei wurde nicht allein auf unerwünschte Folgen für die Verteilung der Erwerbschancen hingewiesen, sondern auch auf allokativen Ineffizienz als Konsequenz dieser Gesetzgebung.

In diesem Artikel konzentrieren wir uns auf die befristete Beschäftigung, da diese in Deutschland die am weitesten verbreitete Form kurzfristiger Beschäftigung ist. Abschnitt 2 stellt die rechtlichen Grundlagen und die empirische Verbreitung befristeter Beschäftigung dar. In den übrigen Abschnitten diskutieren wir anhand der Literatur und eigener empirischer Untersuchungen die Frage, welches die Funktionen befristeter und anderer atypischer Beschäftigung sind und welche Implikationen sich daraus für die Effizienz der Arbeitsmärkte ergeben. Neben dem schon bei Vertragsschluss absehbaren Ende des Arbeitsbedarfs (Vertretungen, zeitlich begrenzte Projektarbeit, Saisonarbeit) bieten befristete Verträge die Möglichkeit, den normalerweise geltenden Kündigungsschutz zeitweilig zu umgehen. Inwieweit hat dies zur Folge, dass die Funktionsfähigkeit der Arbeitsmärkte zunimmt? Entstehen aus der Teilung in gesicherte und ungesicherte Arbeitsverhältnisse unerwünschte Nebenwirkungen? Inwieweit wird reguläre Arbeit durch flexible Beschäftigungsformen substituiert, ohne dass die Vorteile der Flexibilität genutzt werden?

Im Zentrum der empirischen Teile dieses Aufsatzes stehen die Verhältnisse auf dem deutschen Arbeits-

markt. Die umfangreichen Untersuchungen zum Thema befristeter Arbeit, die im Zuge der Evaluation des Beschäftigungsförderungsgesetzes von 1985 durchgeführt wurden (Büchtemann und Höland 1989, Bielenski et al., 1994), ließen insofern eine „undramatische Praxis“ (Bielenski 1997: 536f.) erkennen, als der Anteil der befristeten Arbeitsverhältnisse über die Zeit weitgehend stabil war. Zugleich fanden sie positive, aber geringe Beschäftigungseffekte der Erleichterung von Befristungen. Inzwischen kann man auf 20 Jahre der Erfahrung mit dieser Beschäftigungsform zurückblicken, ohne dass sich der gesetzliche Rahmen grundlegend gewandelt hätte. Befristete Arbeit, Leiharbeit und andere atypische Beschäftigungsformen haben sich in vielen der seither entstandenen Betriebs- und Individualdatensätzen abgebildet. Auf dieser Grundlage lässt sich erneut eine Zwischenbilanz hinsichtlich der erwünschten und unerwünschten Folgen der Flexibilität ziehen.

Abschnitt 3 bildet mit einer Bestandsaufnahme arbeitsmarkttheoretischer Beiträge den Bezugsrahmen für die empirischen Teile dieses Aufsatzes. In Abschnitt 4 werden Firmendaten benutzt, um die Arbeitsplatzdynamik und dabei insbesondere die Anpassung der Beschäftigung an Schwankungen über die Zeit darzustellen. In Abschnitt 5 analysieren wir auf der Grundlage von Personendaten die Stabilität von befristeten Arbeitsverhältnissen. Die Ergebnisse dieses Abschnittes sollen vor allem Aufschluss darüber geben, ob der Abschluss befristeter Beschäftigungsverhältnisse die Möglichkeit einer Personalauslese verbessert. Abschnitt 6 wendet die zuvor diskutierten Gesichtspunkte auf andere Arten der atypischen Beschäftigung an. Ein Fazit wird in Abschnitt 7 gezogen.

## 2 Rechtlicher Hintergrund und tatsächliche Nutzung befristeter Verträge

Was die Zulässigkeit befristeter Beschäftigung in der Bundesrepublik Deutschland betrifft, bildet das Jahr 1985 den Wendepunkt. In diesem Jahr trat das Beschäftigungsförderungsgesetz (BeschFG) in Kraft, das befristete Beschäftigung nicht mehr zwangsläufig an einen „sachlichen Grund“ knüpfte. Zuvor musste der Arbeitgeber nach der Rechtsprechung des Bundesarbeitsgerichts im Arbeitsvertrag stets geltend machen, dass die objektiven Umstände der Beschäftigung keine andere als eine befristete Beschäftigung zuließen. Ein sachlicher Grund besteht unter anderem bei nur vorübergehendem Bedarf an der Arbeitsleistung, im Fall der Anschluss-

<sup>1</sup> Im Folgenden gebrauchen wir auch den Begriff „atypische Beschäftigung“ für diese Arbeitsverhältnisse. Eine Wertung im Sinne einer Präferenz für „typische“ Arbeitsverhältnisse ist damit nicht verbunden. Zur Abgrenzung atypischer Beschäftigung siehe Kress (1998).

beschäftigung an eine Ausbildung oder ein Studium, bei einer Vertretung eines anderen Beschäftigten, bei der Ausführung spezieller Tätigkeiten und im öffentlichen Dienst unter bestimmten haushaltsrechtlichen Gegebenheiten.

Das BeschFG erlaubte für einen beschränkten Zeitraum die befristete Einstellung auch ohne Angabe eines sachlichen Grundes. Dieser Zeitraum betrug zunächst 18, nach der im Oktober 1996 vorgenommenen Verlängerung und Revision des BeschFG 24 Monate. Bei Erreichen dieser auch heute noch geltenden Obergrenze müssen sachgrundlos befristete Verträge in unbefristete umgewandelt werden, wenn der Arbeitnehmer weiterbeschäftigt werden soll. Um die umgekehrte Umformung von unbefristeten in befristete Arbeitsverträge zu verhindern, verbot das BeschFG den Abschluss befristeter Verträge in Fällen, in denen ein Arbeitnehmer innerhalb eines Zeitraums von 4 Monaten bis zum Abschluss des befristeten Vertrags beim gleichen Arbeitgeber beschäftigt war.

Im Januar 2001 trat das Gesetz über Teilzeitarbeit und befristete Arbeitsverträge in Kraft, welches das BeschFG ablöste. Es erschwerte gegenüber der vorherigen Gesetzeslage die Einstellung befristeter Arbeitskräfte dadurch, dass eine sachgrundlose Befristung nur zulässig war, wenn der Bewerber oder die Bewerberin zuvor noch nie einen Arbeitsvertrag mit dem einstellenden Unternehmen gehabt hatte. Diese in der Praxis oft für beide Seiten hinderliche Bestimmung wurde im April 2005 durch einen Kabinettsbeschluss modifiziert. Ansonsten blieben die Bestimmungen des BeschFG zur befristeten Arbeit im Wesentlichen erhalten.

Aufgrund der Tatsache, dass befristete Beschäftigungsverhältnisse nach Ablauf der vertraglich vorgesehenen Zeit enden, ohne dass weitere Schritte des Arbeitgebers notwendig sind, fallen im Unterschied zu unbefristeten Arbeitsverhältnissen zu diesem Zeitpunkt keine Beendigungskosten an.<sup>2</sup> Nach geltender Rechtslage ist die vorzeitige Kündigung eines befristeten Arbeitsvertrags nicht möglich, es sei denn, dies wäre einzel- oder tarifvertraglich vereinbart worden.

Die Ersparnis von Beendigungskosten hat in Ländern wie Spanien und Frankreich dazu geführt, dass die große Mehrheit der Arbeitsverhältnisse zunächst mit befristetem Vertrag abgeschlossen wird. In Deutschland dagegen ist die Verbreitung befriste-

ter Beschäftigung geringer. Im Bestand waren im Jahr 2002 nach Angaben aus dem Mikrozensus 7,5 Prozent der Arbeitnehmer befristet beschäftigt,<sup>3</sup> was einen Anstieg um ungefähr zwei Prozentpunkte gegenüber den frühen neunziger Jahren bedeutet. Dies entspricht den Ergebnissen aus anderen Erhebungen auf Personenebene wie dem Sozio-ökonomischen Panel (SOEP) oder der BIBB/IAB-Erhebung. Befristete Beschäftigung ist sowohl bei den gering Qualifizierten ohne Ausbildungsabschluss als auch bei den Hochschulabsolventen besonders verbreitet, weniger bei Beschäftigten mit beruflichem Bildungsabschluss. Überdurchschnittlich stark wird sie im öffentlichen Sektor und in einigen Dienstleistungsbranchen, unterdurchschnittlich im Bau- und verarbeitenden Gewerbe genutzt (Boockmann und Hagen 2005).

Einen weit höheren Anteil als im Bestand haben befristete Arbeitsverhältnisse in den Beschäftigungsströmen. Dem IAB-Betriebspanel zufolge liegt der Anteil der befristeten Einstellungen im Zeitraum von 1997 bis 2003 bei 33,3 Prozent in Westdeutschland und bei 45,2 Prozent in Ostdeutschland (einschließlich öffentlich geförderter Beschäftigungsverhältnisse).<sup>4</sup> Damit sind Einstellungen mit befristetem Vertrag einer, aber bei weitem nicht der einzige der Standardzugänge in die Beschäftigung.

Die Frage, inwieweit das BeschFG und seine Nachfolger zu einer Ausdehnung der befristeten Beschäftigung beigetragen haben, lässt sich näherungsweise dadurch beantworten, dass man den Anteil der durch das Gesetz eingeführten sachgrundlosen Befristung an allen befristeten Arbeitsverhältnissen berechnet. Eine Auswertung der Befragung 2001 des IAB-Betriebspanels zeigt, dass die Befristung häufiger mit sachlichem Grund als ohne diese Qualifikation vorgenommen wird. Danach hatten in Westdeutschland circa 7,3 Prozent aller befristet beschäftigten Arbeitnehmer einen befristeten Arbeitsvertrag aufgrund öffentlicher Förderung, 48,6 Prozent der befristeten Verträge waren auf Basis eines sachlichen Grundes abgeschlossen und 44,2 Prozent aufgrund der erleichterten Befristung ohne sachlichen Grund. In Ostdeutschland hat dagegen die befristete Beschäftigung ohne sachlichen Grund mit 18,9 Prozent einen geringen Anteil, während 36,2

<sup>2</sup> Zur Höhe und den Bestandteilen der Beendigungskosten für die Unternehmen vgl. Jahn (2002) und Walwei (2000).

<sup>3</sup> Auszubildende, deren Beschäftigung im Lehrbetrieb immer befristet ist, sowie Teilnehmer an öffentlich geförderten Beschäftigungsmaßnahmen sind hierin nicht enthalten.

<sup>4</sup> Auf die Grundgesamtheit der Beschäftigten hochgerechnete Werte jeweils nur für das erste Halbjahr eines jeden Jahres. Die erste Zahl stimmt genau mit dem bei Büchtemann und Höland (1989: 55) berichteten Wert für die Befristungsquote von Mai 1985 bis April 1987 überein, was für die konstante Bedeutung befristeter Verträge spricht.

Prozent aufgrund öffentlicher Förderung und 44,7 Prozent aufgrund eines sachlichen Grundes befristet beschäftigt sind.<sup>5</sup>

Es zeigt sich außerdem, dass die Betriebe meist nur eine Art befristeter Verträge abschließen. Hochgerechnet auf alle Betriebe, die befristete Verträge nutzen, findet man nur bei knapp fünf Prozent der Betriebe beide Arten befristeter Verträge. Dies spricht dafür, dass die Betriebe Heuristiken entwickeln, um der Komplexität der Gesetzeslage zu begegnen. Viele befristete Beschäftigungsverhältnisse werden vermutlich ohne sachlichen Grund abgeschlossen, obwohl ein solcher sachlicher Grund besteht (vgl. auch Bielski 1997). In der Tendenz überschätzt der genannte Anteil der sachgrundlosen Beschäftigung daher die Zahl der durch das BeschFG ermöglichten Befristungen.

### 3 Die Funktion befristeter Verträge: Pufferbestand, Probezeiten oder Substitution unbefristeter Arbeit? Theorie und bisherige Evidenz

In der folgenden Diskussion arbeitsmarkttheoretischer Beiträge geht es um die Nutzung befristeter Beschäftigung ohne sachlichen Grund. Ein wichtiges Motiv dafür ist, dass Betriebe ihre Beschäftigtenzahlen schneller an Schwankungen auf der Absatzseite anpassen können, wie sich in einem dynamischen Modell der Arbeitsnachfrage zeigen lässt (vgl. Bentolila und Saint-Paul 1992; Saint-Paul 1996). Entwickelt sich der Arbeitskräftebedarf positiv, werden zunächst befristete Arbeitskräfte eingestellt. Hält die positive Entwicklung an, werden auch unbefristete Einstellungen vorgenommen. Jedoch halten die Unternehmen über die meiste Zeit einen Teil ihrer Beschäftigung als Pufferbestand in Form befristeter Beschäftigter, um ihre Beschäftigung bei einer Verschlechterung der Lage senken zu können, ohne dass Kündigungskosten entstehen. Daraus folgt, dass der Beschäftigtenumschlag und die Raten des Beschäftigungsauf- und -abbaus bei befristeter Beschäftigung jeweils höher sind als bei unbefristeter Beschäftigung (Dolado et al. 2002: F278). Dem hohen Arbeitskräfteumschlag bei den befristeten Ar-

beitnehmern steht ein verringerter Umschlag bei den unbefristeten gegenüber; diese werden von der Entwicklung auf der Absatzseite des Unternehmens abgeschirmt.

Wird durch den skizzierten Zusammenhang insgesamt mehr Beschäftigung geschaffen? Auf diesem Argument fußt die erhoffte Beschäftigungswirkung der befristeten Verträge und damit die Intention des BeschFG. Wie bei einer Abschwächung des Kündigungsschutzes ergeben sich zwei Effekte der Zulässigkeit befristeter Verträge auf die Beschäftigung. Einerseits sind Unternehmen bei unsicherer Auftragslage bereit, befristete Arbeitnehmer einzustellen, auch wenn sie auf der Basis unbefristeter Verträge noch keine zusätzliche Beschäftigung schaffen würden. Andererseits vollzieht sich durch das Auslaufen befristeter Verträge auch ein beabsichtigter Abbau von Beschäftigung schneller. Der Nettoeffekt ist dem Modell von Bentolila und Saint-Paul (1992) zufolge negativ. Jedoch basiert dieses – ähnlich wie das Modell von Bentolila und Bertola (1990) für die Wirkung des Kündigungsschutzes – auf Annahmen, deren empirische Geltung kaum zu verifizieren ist. Werden sie gelockert, ist der Effekt nicht eindeutig (Bertola 1992).

Die verbesserte Anpassungsfähigkeit durch befristete Verträge wird allerdings nur dann in Anspruch genommen, wenn andere Anpassungsmechanismen für das Unternehmen nicht noch günstiger sind. Hierbei ist an die Nutzung anderer atypischer Beschäftigungsformen, insbesondere von Leiharbeit oder freier Mitarbeit, ebenso zu denken wie an die Arbeitszeitflexibilisierung durch Kurzarbeit und Überstunden oder durch neuere Modelle wie Arbeitszeitkonten. Ein Überblick über die Nutzung dieser Flexibilisierungsinstrumente würde allerdings den Rahmen dieser Abhandlung übersteigen.

In Modellen der Nachfrage nach befristeter Arbeit wird oft eine strikte Trennung von befristeter und unbefristeter Beschäftigung in der Weise angenommen, dass befristete Arbeitnehmer nicht in dauerhafte Beschäftigung wechseln. Die Möglichkeit, die Vertragsgrundlage des Arbeitsverhältnisses zu wechseln, ist dagegen die Voraussetzung eines zweiten Nutzungsmotivs befristeter Verträge, nämlich der Verbesserung der Personalauswahl. Über die Eigenschaften von Bewerbern und den Grad der Übereinstimmung mit den Anforderungen der Arbeitsstelle haben Unternehmen bei der Einstellung nur unvollkommene Information. Befristete Verträge erlauben es den Unternehmen, neu eingestellte Arbeitnehmer auf ihre Eignung hin zu prüfen, ohne dass ein durch den Kündigungsschutz gesi-

<sup>5</sup> Auf die Grundgesamtheit der Beschäftigten hochgerechnete Angaben auf der Basis von 3266 (West) bzw. 1603 (Ost) Betrieben, die befristete Beschäftigung nutzten, ohne Betriebe des öffentlichen Sektors sowie der Land- und Forstwirtschaft. Nach der 1987/88 von Büchtemann und Höland (1989) durchgeführten Repräsentativbefragung von Arbeitnehmern waren 59 % der bestehenden befristeten Arbeitsverhältnisse mit sachlichem Grund abgeschlossen worden. Es zeigt sich insofern eine moderate Ausdehnung der sachgrundlosen Befristung über die Zeit.



chertes Arbeitsverhältnis entsteht.<sup>6</sup> Als Folge steigt die Produktivität in der Firma (Nagypál 2002). Hieraus ergibt sich ein zweiter Grund, weshalb befristete Verträge die Funktionsfähigkeit des Arbeitsmarkts erhöhen können. Die Hypothese der verlängerten Probezeit steht als Erklärungsansatz dem Modell des Pufferbestands diametral gegenüber. Die eine Theorie beschreibt befristete Arbeit als Übergangsphänomen, die andere als permanenten Austausch von Arbeitskräften.

Befristete Beschäftigungsverhältnisse als verlängerte Probezeiten können die Effizienz steigern, weil sie es erleichtern, die vergleichsweise unproduktiven „Matches“ zwischen Arbeitnehmer und Stelle zu beenden. Dennoch kann auch der Probezeiten-Zusammenhang unerwünschte Implikationen haben, wie Blanchard und Landier (2002) und Cahuc und Postel-Vinay (2002) in zwei ähnlichen Modellbetrachtungen zeigen. Diese Autoren argumentieren, dass die Zulässigkeit befristeter Beschäftigung bei gleichzeitig striktem Kündigungsschutz zur Folge hat, dass zu viele Austauschprozesse stattfinden. Zwar führt die Zulässigkeit befristeter Verträge zu einer höheren Zahl an Einstellungen. Zugleich wandeln die Firmen aber verhältnismäßig wenige Verträge in unbefristete Verträge um, selbst wenn die Qualität des Bewerbers oder des Matches zwischen Bewerber und Unternehmen sich als gut herausgestellt hat. Es ist billiger für die Firma, relativ gute Matches nicht fortzusetzen und befristete Verträge mit geringerer erwarteter Matchqualität zu beginnen.

Der Grund hierfür sind die hohen Kosten der Entlassung auf regulären Positionen. Diese Entlassungskosten bewirken, dass die Position der Arbeitnehmer auf unbefristeten Verträgen in den Lohnverhandlungen günstig ist; diese Verträge sind also für Arbeitgeber teuer. Aufgrund der sich daraus ergebenden sehr hohen Anforderung an den Grad der Übereinstimmung zwischen Stelle und Arbeitnehmer kommen nur wenige langfristige Beschäftigungsverhältnisse zustande. Eine große Zahl der Positionen ist kurzfristig und weist eine entsprechend geringe Qualität des Matchings auf. Daraus resultiert ein Effizienzverlust: Im Durchschnitt könnte die Matching-Qualität ohne die Zweiteilung der Beschäftigung in befristete und unbefristete Erwerbsverhältnisse höher sein.

Wie beim Nutzungsmotiv des Pufferbestands ist es also auch im Probezeiten-Modell theoretisch unein-

deutig, ob die Zulassung befristeter Beschäftigung eine gesamtwirtschaftliche Effizienzverbesserung darstellt. Im Gegensatz zu jenem wäre die Handlungsanweisung für die Wirtschaftspolitik jedoch nicht, befristete Beschäftigung zu begrenzen, sondern den regulären Kündigungsschutz zu lockern.

Implizit ist in den eben diskutierten Modellen bereits ein weiteres Nutzungsmotiv für befristete Beschäftigung angelegt, nämlich die geringeren Kosten für den Arbeitgeber. Unterschiede in den Arbeitskosten zwischen befristeten und unbefristeten Arbeitskräften lassen sich durch Unterschiede in der Verhandlungsmacht beider Gruppen begründen, aber auch durch Effizienzlohnmodelle, die dem „Shirking“-Ansatz von Shapiro und Stiglitz (1984) folgen. In diesem Ansatz zahlen die Betriebe den Arbeitnehmern höhere als marktgängige Löhne, damit sich diese anstrengen, um bei Minderleistung nicht entlassen zu werden. Wenn befristet Beschäftigte jedoch unabhängig von ihrer Leistung mit einer geringen Verbleibsdauer im Betrieb rechnen, bewirken Effizienzlöhne bei ihnen keine Leistungssteigerung und werden deshalb nicht gezahlt (Rebitzer und Taylor 1991).

In einem etwas anderen Modellkontext kann die Möglichkeit, befristete Beschäftigungsverhältnisse in Festverträge umzuwandeln, von Arbeitgebern als Anreizmechanismus verwendet werden (Güell, 2000). „Shirking“ bei unbefristet Beschäftigten wird durch Effizienzlöhne verhindert, während befristet Beschäftigte keine Effizienzlöhne erhalten. Die Verweigerung der Übernahme in ein unbefristetes Beschäftigungsverhältnis (auf dem dann Effizienzlöhne gezahlt werden) seitens des Arbeitgebers ist hier als Leistungsanreiz ausreichend. Sowohl im Modell von Rebitzer und Taylor (1991) als auch bei Güell (2000) ergibt sich ein Unterschied in den Löhnen zwischen befristet und unbefristet Beschäftigten. Die geringeren Arbeitskosten bei befristeter Beschäftigung machen es für den Betrieb profitabel, diese Vertragsform zu nutzen, auch wenn die temporäre Natur der Beschäftigung als Nutzungsmotiv irrelevant ist. Hinsichtlich der Beschäftigung ist wiederum unklar, ob die Zulässigkeit der Befristung positiv oder negativ wirkt.

Die theoretische Literatur erlaubt weder eine Aussage über die Relevanz der Nutzungsmotive, noch lässt sich eindeutig bestimmen, ob die Zulässigkeit befristeter Beschäftigung wünschenswert oder nicht wünschenswert ist. Die diesem Artikel überschriebene Frage nach der Verbesserung der Funktionsfähigkeit der Arbeitsmärkte durch befristete Arbeit kann deshalb nicht theoretisch, sondern nur empirisch geklärt werden. Einer direkten Befragung der

<sup>6</sup> Die gesetzliche Probezeit von in Deutschland sechs Monaten könnte hierfür nicht ausreichen, zumal sie in vielen Branchen durch Manteltarifverträge reduziert wird.

Betriebe zufolge (Büchtemann und Höland 1989: 233) überlagern sich die Motive. Danach sahen 68 Prozent der befragten Betriebe in der Erprobung neu eingestellter Mitarbeiter ein wichtiges oder sehr wichtiges Motiv, 59 Prozent in der verbesserten Anpassungsfähigkeit und 49 Prozent in der Deckung von Auftragsspitzen.

Studien für den deutschen Arbeitsmarkt, die die Anpassungsfähigkeit des Beschäftigtenbestands an externe Schocks mit Hilfe von Modellen der dynamischen Arbeitsnachfrage schätzen, sind Hagen (2003a), Hunt (2000) und Kraft (1993). Für eine Beschleunigung der Anpassung nach Einführung des Beschäftigungsförderungsgesetzes 1985 findet sich auf der Basis aggregierter Daten keine Evidenz (Hunt 2000, Kraft 1993). Aus einem Vergleich der Anpassungsgeschwindigkeit der unbefristeten Beschäftigung und der Gesamtbeschäftigung einschließlich befristeter Beschäftigung für die Periode zwischen 1996 und 2000 ergibt sich nach Hagen (2003a), dass die Mediandauer der Anpassung an ein neues Gleichgewicht bei der unbefristeten Beschäftigung höher liegt, was auf die Rolle befristeter Arbeitsverträge hindeutet. Allerdings hängt dieses Ergebnis stark von der gewählten Spezifikation der Schätzgleichung ab. Boockmann und Hagen (2001) finden, dass Betriebe mit saisonalen Schwankungen und Betriebe mit positiver Umsatzentwicklung befristete Beschäftigung signifikant häufiger nutzen. Insgesamt kommen die vorliegenden Studien zu uneinheitlichen Aussagen über die Relevanz des Anpassungsmotivs.

Klare Evidenz für die Rolle befristeter Verträge als Probezeiten liegt für Deutschland – von der bereits zitierten Befragung abgesehen – bisher nicht vor. Indirekte Evidenz lässt sich jedoch aus der Anzahl und den Determinanten der innerbetrieblichen Übergänge von befristeter in unbefristete Beschäftigung gewinnen. Eine Schwierigkeit, die sich bei den Daten des SOEP (als einzig prinzipiell geeigneter Datenquelle) dabei stellt, besteht darin, dass die genauen Zeitpunkte der Übergänge nicht rekonstruiert werden können, anders als in Untersuchungen für Spanien (Güell und Petrongolo 2003) oder die Niederlande (Zijl et al., 2004). Lediglich die Wahrscheinlichkeit des Übergangs von der einen zur anderen Vertragsform zwischen jährlichen Befragungszeitpunkten lässt sich auf der Basis des SOEP berechnen (Mertens und McGinnity 2002; Boockmann und Hagen 2005), sie liegt bei ca. 40 Prozent. Von diesen Übergängen in unbefristete Beschäftigung sind wiederum gut 70 Prozent auf Wechsel innerhalb des Betriebs zurückzuführen.

Die etwas anders geartete Frage, ob befristete Beschäftigung als Sprungbrett in die Beschäftigung

überhaupt (und nicht als Zugang in ein bestimmtes Unternehmen) dient, wird für Deutschland von Hagen (2003b) untersucht. Unter Verwendung von statistischem Matching zeigt sich, dass Arbeitslose, die eine befristete Beschäftigung aufgenommen haben, drei Jahre später eine signifikant höhere Beschäftigungswahrscheinlichkeit haben als Arbeitslose, die weiter aus der Arbeitslosigkeit nach einer unbefristeten Stelle gesucht haben.

Evidenz für das Kostenargument für die Beschäftigung befristet eingestellter Arbeitskräfte lässt sich aus einem Vergleich der Entlohnung und Arbeitsbedingungen gewinnen. Dabei ist es wichtig, für die Beschäftigungsdauer zu kontrollieren, denn auch bei unbefristet Beschäftigten finden sich niedrigere Einstiegsgehälter (Gernandt und Pfeiffer 2005). Zudem tritt ein Problem der Selektivität bei der Wahl der Vertragsform auf. Nur Mertens und McGinnity (2002), Hagen (2002) und Hagen (2004) kontrollieren für diese Selektivität und finden dadurch Lohnabschläge, die geringer sind als die in anderen Studien berichteten. Nach Mertens und McGinnity (2005) unterscheiden sich die Lohnabschläge außerdem zwischen den Quantilen der Lohnverteilung deutlich. Die Tatsache, dass befristete Arbeit vor allem in den niedrigen und in den höheren, nicht aber in den mittleren Qualifikationsgruppen verbreitet ist, legt nahe, dass man generell zwischen verschiedenen Segmenten des Arbeitsmarktes unterscheiden sollte; eine Forderung, die sich jedoch angesichts der ungünstigen Datensituation meist nur schwer verwirklichen lässt. Ein anderer Aspekt ist, dass befristet Beschäftigte nicht nur niedrigere Löhne beziehen, sondern auch von Bonuszahlungen und Nichtlohnbestandteilen der Kompensation ausgeschlossen sein könnten. Nicht nur qualitative Studien wie Linne und Voswinkel (1989) oder Vogel (2002) legen dies nahe; auch in quantitativen Studien wie bei Hagen (2004) findet sich hierfür Evidenz.

#### 4 Evidenz aus Betriebsdaten

Um hinsichtlich der diskutierten Nutzungsmotive empirische Evidenz zu gewinnen, wählen wir zunächst einen deskriptiven Ansatz und betrachten die Bruttobewegungen von Arbeitskräften und Arbeitsplätzen (vgl. für ein ähnliches Vorgehen auf der Grundlage von Daten aus Baden-Württemberg Boockmann und Hagen 2002). Dabei können wir zwischen Arbeitskräfte- und Arbeitsplatzumschlag trennen und erhalten so Aufschluss darüber, ob es sich bei der Einstellung befristeter Arbeit um Aufbauprozesse (wie in der Pufferbestand-Argumenta-

Tabelle 1

**Arbeitskräfte- und Arbeitsplatzumschlag auf befristeten und unbefristeten Verträgen**

		HR	SR	TFR	RR	CR	Beob.
West	befristet	41.68 (1.13)	14.56 (0.55)	17.18 (0.77)	18.22 (0.83)	32.35 (1.24)	30 932
	unbefristet	3.43 (0.07)	5.15 (0.07)		4.08 (0.10)	47.48 (0.69)	
Ost	befristet	37.61 (0.84)	20.07 (0.64)	8.10 (0.61)	25.26 (1.01)	43.56 (1.24)	25 022
	unbefristet	3.34 (0.09)	5.41 (0.10)		3.04 (0.10)	34.73 (0.83)	

Anmerkungen: HR – Einstellungsrate, SR – Abgangsrate, TFR – Rate der Umwandlung befristeter in unbefristete Beschäftigungsverhältnisse, RR – Rotationsrate, CR – Churning-Rate. Die Definitionen dieser Raten sind im Text enthalten. Alle Raten beziehen sich auf das erste Halbjahr im Durchschnitt aller verfügbaren Jahre 1997 von 2003. Standardfehler in Klammern.

tion) oder um Austausch- und Übergangsprozesse (wie im Job Matching-Ansatz) handelt. Außerdem lässt sich feststellen, wie häufig die Übergänge von befristeter in unbefristete Beschäftigung sind, was ebenfalls hilft, die empirische Tragweite einiger der im letzten Abschnitt diskutierten Modelle einzuschätzen.

Der verwendete Datensatz ist das IAB-Betriebspanel von 1997 bis 2003. Die Grundgesamtheit der Stichprobenziehung sind alle Betriebe mit mindestens einem sozialversicherungspflichtig Beschäftigten (vgl. Kölling 2000), wobei die Landwirtschaft und der öffentliche Sektor ausgeschlossen werden. Alle im Folgenden ausgewiesenen Größen sind mit der Beschäftigungsgröße der Betriebe gewichtet und damit repräsentativ für die Beschäftigten.<sup>7</sup> Bei allen im IAB-Betriebspanel verzeichneten Beschäftigungsbewegungen ist zu beachten, dass es sich um die Bewegungen nur im ersten Halbjahr eines jeden Jahres handelt. Wenn befristete Beschäftigung ein zyklisches Phänomen ist (z.B. Saisonarbeit, die im Frühjahr aufgenommen wird), geben diese Raten auf das ganze Jahr betrachtet kein unverzerrtes Bild. Dasselbe gilt aber auch für die Bestandsmessung, wie sie mit anderen Datenquellen möglich ist, denn diese erfolgt ebenfalls zu einem gegebenen Zeitpunkt im Kalenderjahr.

Über die Arbeitskräftebewegungen geben die Einstellungsrate (Hirings Rate, *HR*) und die Abgangsrate (Separation Rate, *SR*) Auskunft. Diese werden für den jeweiligen Betrieb und den Zeitraum zwi-

schen den halbjährlichen Zeitpunkten als Quotienten der Zahl der Neueinstellungen *H* und der Abgänge *S* und dem Beschäftigungsbestand *L* definiert, wobei dieser als Durchschnitt der Beschäftigungsbestände der Zeitpunkte *t-1* und *t* definiert wird:

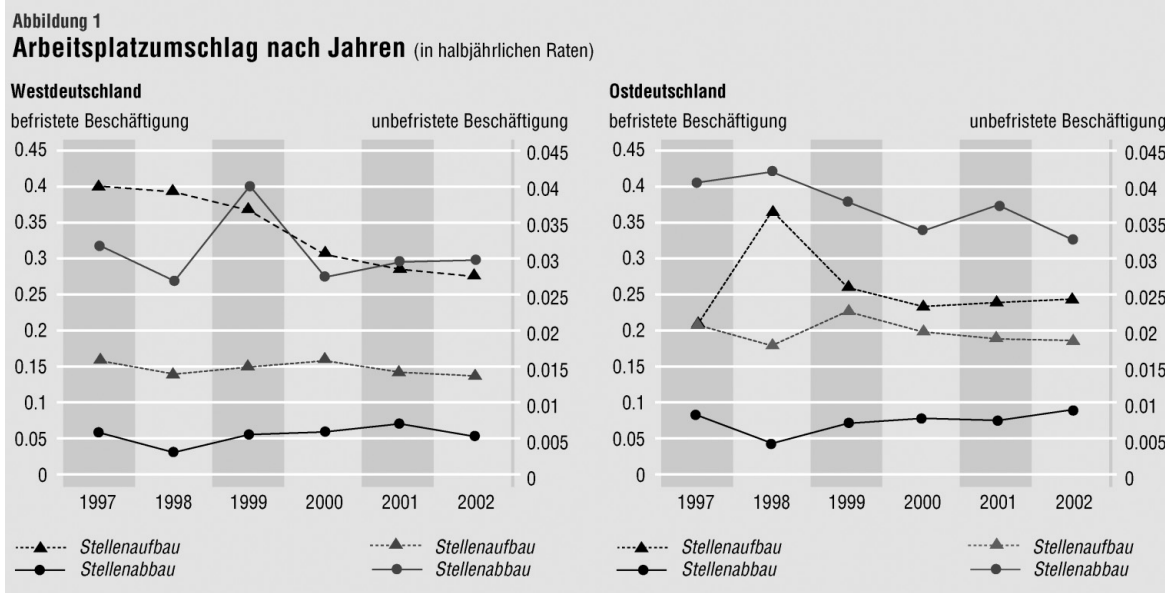
$$HR_{jt} \equiv \frac{H_j}{0,5 \cdot (L_{jt-1} + L_{jt})} \text{ und } SR_{jt} \equiv \frac{S_j}{0,5 \cdot (L_{jt-1} + L_{jt})}$$

Dabei wird sowohl in der Zähler- als auch in der Nennergröße nach der Vertragsform differenziert, was im zusätzlichen Index *j* ausgedrückt wird. Auf den Zeitindex *t* wird zur Vereinfachung im Folgenden verzichtet. Die Summe von Einstellungs- und Abgangsrate bezeichnet man als Arbeitskräfteumschlag (Turnover Rate):  $TR_j \equiv HR_j + SR_j$ .

Tabelle 1 zeigt die halbjährlichen Einstellungs- und Abgangsrate im Zeitraum von 1997 bis 2003.<sup>8</sup> Deutlich wird die erheblich größere Arbeitskräftebewegung bei befristeten im Vergleich zu unbefristeten Arbeitsverhältnissen: Während pro 100 unbefristeter Beschäftigungsverhältnisse halbjährlich nur drei bis vier unbefristete Neueinstellungen vorgenommen werden, sind es bei den befristeten Beschäftigungsverhältnissen über 40. Die Beendigungsrate der befristeten Verträge  $SR_{befristet}$  wird aus der Zahl der wegen Auslaufens eines befristeten Vertrags beendeten Beschäftigungsverhältnisse gewonnen. Dadurch wird der tatsächliche Abgang aus befristeten Arbeitsverhältnissen unterschätzt, weil

<sup>7</sup> Die Ergebnisse werden mit Hilfe der Hochrechnungsfaktoren auf die Grundgesamtheit der Beschäftigten hochgerechnet, bei der Berechnung der Standardfehler werden entsprechende Schichtungskriterien zugrunde gelegt.

<sup>8</sup> Aufgrund der Fragebogengestaltung sind nicht alle Informationen für alle Wellen erhältlich. Die Zugänge in befristete Verträge wurden im Jahr 2000 nicht erhoben, während die Übergänge nur für die Wellen 2000 und 2001 erhältlich sind.



ein Teil der Beendigungen durch die vorzeitige Kündigung des Arbeitnehmers erfolgt. Die freiwilligen Abgänge sind in den Daten jedoch nicht separat nach Abgängen aus befristeten bzw. unbefristeten Arbeitsverhältnissen aufgeschlüsselt. Unter der Annahme, dass der Bestand an befristeten Beschäftigten im Durchschnitt der Betriebe konstant geblieben ist, lässt sich der Anteil dieser Abgänge für das Jahr 2001 berechnen, da nur für dieses alle Informationen über Zugänge und Übergänge verfügbar sind. Die Abgangsrate beträgt danach ca. 8,5 Prozent. Bezieht man dies auf die in Tabelle 1 verzeichneten Abgangsraten, werden die Abgänge aus befristeten Beschäftigungsverhältnissen um 37 bzw. 30 Prozent unterschätzt. Ebenso werden die Abgänge aus unbefristeter Beschäftigung überschätzt. Bei der Interpretation muss diese Tatsache berücksichtigt werden.

Die Tabelle zeigt in der dritten Spalte die Übergangsrate, also die Anzahl der Umwandlungen befristeter in unbefristete Verträge bezogen auf den Bestand an befristet Beschäftigten. Diese kann mit der Rate der Beendigungen aufgrund des Auslaufens eines befristeten Vertrags verglichen werden. Aus der Tabelle geht hervor, dass in Westdeutschland mehr befristete in unbefristete Verträge umgewandelt wurden, als durch Auslaufen endeten ( $TFR > SR_{befristet}$ ). Das Verhältnis von Übernahmen zu befristeten Einstellungen ( $TFR/HR_{befristet}$ ) liegt dort bei 41 Prozent.<sup>9</sup> In Ostdeutschland ist vermut-

lich die stärkere Verbreitung öffentlich geförderter Beschäftigung der Grund für die geringere Umwandlungswahrscheinlichkeit.

Aus den Arbeitskräftebewegungen kann die Arbeitsplatzbewegung als der Nettogewinn oder -verlust an Beschäftigung bestimmt werden. Die Raten des Arbeitsplatzaufbaus (Job Creation Rate,  $JCR$ ) und des Arbeitsplatzabbaus (Job Destruction Rate,  $JDR$ ) sind folgendermaßen definiert:

$$JCR_j = \begin{cases} HR_j - SR_j & \text{wenn } HR_j > SR_j \\ 0 & \text{andernfalls} \end{cases} \quad \text{und}$$

$$JDR_j = \begin{cases} SR_j - HR_j & \text{wenn } SR_j > HR_j \\ 0 & \text{andernfalls} \end{cases}$$

Übergänge von befristeter zu unbefristeter Beschäftigung gehen nicht in diese Definitionen ein. Auch deshalb ist im Folgenden die Rate des Arbeitsplatzaufbaus für die befristeten Verträge immer erheblich höher als die Rate des Arbeitsplatzabbaus, während es sich bei den unbefristeten Beschäftigungsverhältnissen umgekehrt verhält.

Abbildung 1 zeigt für die einzelnen Jahre des Untersuchungszeitraums, dass die Arbeitsplatzdynamik auf befristeten Stellen weitaus stärker ist als auf unbefristeten: Pro vorhandener Stelle werden also wesentlich mehr Stellen geschaffen und erheblich mehr Stellen abgebaut. Wenn befristete Arbeit als Instrument der Anpassung an Schwankungen in der Geschäftstätigkeit zu verstehen ist, sollten sich überdies stärkere zyklische Bewegungen im Auf- und Abbau von Arbeitsplätzen zeigen als bei unbefristete-

<sup>9</sup> Die Übernahmequote liegt damit in Westdeutschland erheblich höher als die 20 Prozent, die von Bielski et al. (1994) ausgewiesen wurden.



ter Arbeit. Obwohl der Beobachtungszeitraum nicht einen vollen Konjunkturzyklus umfasst, zeigen sich doch erhebliche Unterschiede zwischen den Jahren. In Westdeutschland ging die Schaffung von Arbeitsplätzen durch befristete Verträge im Zeitraum von 1997 bis 2003 deutlich zurück. Im Gegensatz dazu blieb die Stellenaufbaurrate bei den Positionen, die durch neu abgeschlossene unbefristete Verträge geschaffen wurden, fast unverändert. Bei den abgebauten Positionen sind innerhalb des Beobachtungszeitraums bei beiden Vertragsformen erhebliche Bewegungen festzustellen. Aufgrund der Datenerhebung kann dies jedoch, wie bereits erwähnt, nicht klar der Art des Vertragsverhältnisses zugeordnet werden.

Der Umfang der Dynamik bei den befristeten Stellen spricht daher ebenso für eine prozyklische Nutzung von befristeten Verträgen wie ihre Veränderung über die Zeit, die die deutliche Verlangsamung des wirtschaftlichen Wachstums im Untersuchungszeitraum widerspiegelt. Die Verlangsamung des Aufbaus von befristeten Stellen könnte allerdings auch auf einen institutionellen Grund zurückzuführen sein, nämlich das Teilzeit- und Befristungsgesetz, das zum Januar 2001 in Kraft trat. Ein weiterer institutioneller Einfluss ist die Ausdehnung der ABM-Stellen in Ostdeutschland im Jahr der Bundestagswahl 1998. Die deutlich erhöhte Stellenaufbaurrate in diesem Jahr ist auf diesen Einfluss zurückzuführen. Die zyklischen Bewegungen sind in Ostdeutschland schwächer ausgeprägt, als dies in Westdeutschland der Fall ist.

Ein anderer Vergleich zwischen befristeten und unbefristeten Verträgen betrifft die Frage, in welchem Verhältnis der Arbeitskräfteumschlag Wachstums- und Schrumpfungsprozesse widerspiegelt oder einen Austausch von Arbeitskräften bei unveränderter Zahl der Stellen. Wenn befristet Beschäftigte einen permanent gehaltenen Pufferbestand bilden oder unbefristete Beschäftigung durch eine Aneinanderreihung von befristeten Verträgen mit unterschiedlichen Arbeitskräften substituiert wird, würde dies in intensiven Personalaustauschprozessen sichtbar werden. Im Extremfall würden alle auf befristeten Verträgen beruhenden Neueinstellungen gleichzeitig beendete befristete Arbeitsverhältnisse ersetzen.

Die vierte und fünfte Spalte von Tabelle 1 geben Maße für den Arbeitskräfteaustausch an. Mit ihnen kann eingeschätzt werden, ob Rotation auf vorhandenen Stellen ein häufiges Phänomen ist und häufiger als bei unbefristeten Verträgen vorkommt. Die Arbeitskräfterotation ist der Teil des Arbeitskräfteumschlags, der über das Maß hinausgeht, das zum

Erreichen des neuen Beschäftigungsniveaus erforderlich wäre. Sie ist also definiert als

$$RR_j \equiv HR_j + SR_j - |HR_j - SR_j| = \begin{cases} 2SR_j & \text{wenn } \Delta L_j \geq 0 \\ 2HR_j & \text{wenn } \Delta L_j < 0. \end{cases}$$

Das Verhältnis von Rotation zu Arbeitskräfteumschlag kann man im Einklang mit der Literatur als Churning-Rate bezeichnen:  $CR_j \equiv RR_j/TR_j$ .<sup>10</sup> Sie ist auf das Intervall von null bis eins begrenzt und bezeichnet, welcher Anteil der Bewegungen auf einen Austausch von Beschäftigung zurückgeht. Ein Wert nahe bei eins bedeutet, dass der Arbeitskräfteumschlag nicht mit einer Änderung der Beschäftigtenzahl in den Unternehmen einhergeht; man könnte hier von einem reinen Drehtüreffekt sprechen. Auch hierbei kann man wieder zwischen den Vertragsformen vergleichen.

Nach Tabelle 1 „rotieren“ in Westdeutschland, bezogen auf den Beschäftigungsstand, fünfmal mehr befristet Beschäftigte als unbefristete Arbeitskräfte. Wie zu erwarten ist, geht der Austausch von Arbeitskräften auf befristeten Verträgen also erheblich schneller vonstatten. Setzt man jedoch die Austauschprozesse nicht zum Beschäftigungsbestand, sondern zu den Bruttobeschäftigungsbewegungen ins Verhältnis, ergeben sich andere Schlussfolgerungen. Die Churning-Raten zeigen, dass der Arbeitskräfteumschlag bei befristeter Beschäftigung tendenziell eher für Beschäftigungsauf- oder -abbau benutzt wird als unbefristete Beschäftigung, bei der der Personalaustausch relativ zu den Bruttobewegungen wichtiger ist. In Westdeutschland geht bei den befristeten Verträgen nur ein Drittel aller Zu- und Abgänge auf den oben geschilderten Drehtüreffekt zurück, bei den unbefristeten Beschäftigungsverhältnissen dagegen die Hälfte. In Ostdeutschland ist die Churning-Rate allerdings bei befristeten Verträgen höher. Dies dürfte vor allem auf ABM-Maßnahmen zurückzuführen sein, denn hier treten Teilnehmer bei gegebener Zahl an ABM-Plätzen im Betrieb nach dem Ausscheiden des vorherigen Teilnehmers in die Maßnahme ein.

Bei der Konstruktion der Raten ist in Rechnung zu stellen, dass einige befristete Arbeitsverhältnisse vor dem Ablauf der Befristungsperiode zuende gehen; diese sind fälschlich in  $SR_{unbefristet}$  enthalten. Dies verzerrt die Rotations- und Churningraten in den wachsenden Betrieben für die befristeten Beschäfti-

<sup>10</sup> Die Bezeichnungen für die Raten gehen in der Literatur teilweise auseinander, so bezeichnen Burgess et al. (2000) als Churning die hier definierte Rotationsrate. Wir folgen mit unseren Definitionen Beckmann und Bellmann (2002: 136).

ungsverhältnisse nach unten und für die unbefristeten nach oben. Insofern geben die Werte in der Tabelle lediglich Grenzwerte an. Damit sich die Ergebnisse qualitativ umkehren, müssten jedoch die Raten der vorzeitigen Beendigung befristeter Arbeitsverhältnisse deutlich höher sein als die weiter oben errechnete Rate von 8,5 Prozent.

In der Analyse zeigt sich also erstens eine gewisse prozyklische Nutzung befristeter Verträge zum Auf- und Abbau von Beschäftigung. Über einen längeren Zeitraum würde man hier sicher ein klareres Bild bekommen. Es zeigt sich ferner, dass in Westdeutschland mehr befristete Arbeitskräfte (bezogen auf den Bestand) innerhalb des Betriebs auf eine unbefristete Position wechselten, als aus dem Betrieb nach dem Ablauf des Vertrags ausschieden; beides ist zudem wesentlich häufiger als der Abgang aus dem Betrieb vor dem Ende der Laufzeit. Die Größenordnung von Abgängen und Übergängen entspricht den Ergebnissen, die mit Individualdaten erzielt wurden (Boockmann und Hagen 2005). Drittens scheint bei der befristeten Beschäftigung Rotation auf vorhandenen Stellen im Sinne des Modells von Blanchard und Landier (2002) nicht der Regelfall zu sein. Das Bild, dass befristete Beschäftigung ein permanentes Heuern und Feuern auf derselben Anzahl von Stellen erzeugt, entspricht offenbar in Deutschland nicht der Wirklichkeit.

## 5 Evidenz für Probezeiten aus Individualdaten

Ob Übergänge von befristeter Beschäftigung in stabile Erwerbsverhältnisse oder Arbeitskräfteaustausch auf befristeten Stellen der häufigere Fall sind, kann auch die Auswertung von Personendaten erweisen. Im ersten Fall geht ein großer Teil der befristet Beschäftigten nach einer Probezeit von vielleicht ein bis zwei Jahren in ein dauerhaftes Arbeitsverhältnis im selben Betrieb über. Im zweiten Fall wird ein großer Teil der begonnenen Arbeitsverhältnisse innerhalb der Befristungshöchstdauer beendet, wobei nach Blanchard und Landier (2002) ein hoher Abgang exakt an der Grenze von 24 Monaten zu verzeichnen ist.

In diesem Abschnitt werden die betrieblichen Verweildauern von befristet Beschäftigten analysiert und mit den Verweildauern von unbefristet Beschäftigten verglichen. Wir betrachten also Übergänge innerhalb des Betriebs, nicht die Integration von Arbeitslosen und ihren Verbleib in Beschäftigung insgesamt. Dabei kann die Plausibilität der Probezeiten-Hypothese geprüft werden. Wenn befristete

Verträge der Personalauslese dienen, dann ist die Gruppe der Beschäftigten, die vor  $t$  Perioden mit einem befristeten Vertrag eingestellt wurden und im Unternehmen verblieben sind, einem stärkeren Sortierprozess ausgesetzt gewesen und weist damit im Durchschnitt eine bessere Übereinstimmung mit den Arbeitsplatzanforderungen auf als die Gruppe der Arbeitnehmer, die zum gleichen Zeitpunkt unbefristet eingestellt wurden. In der Folgezeit sollte daher die Abgangsrate in der ersten Gruppe niedriger sein als in der zweiten. Diese Vorhersage wird im Folgenden geprüft.

Die Voraussetzung dafür, Unterschiede in der Beschäftigungsstabilität als kausale Folge des Befristungsstatus zu Beginn der Beschäftigung interpretieren zu können, ist die Kontrolle für Selektivität in die Vertragsform. Um den Effekt der Vertragsform zu isolieren, verwenden wir das statistische Matching-Verfahren, wie es aus der mikroökonomischen Literatur zur Evaluation bekannt ist. Unser empirischer Ansatz ist die Identifikation des Effekts einer Befristung des Arbeitsvertrags zu Beginn des Beschäftigungsverhältnisses auf die Abgangswahrscheinlichkeit zu späteren Zeitpunkten. Als Treatment im Sinne der Evaluationsliteratur (vgl. z.B. Wooldridge 2002: 603 ff.) definieren wir dabei eine binäre Variable, die anzeigt, ob die Individuen bei der erstmaligen Erfassung eines Arbeitsverhältnisses in den jährlichen Befragungen des SOEP angaben, einen befristeten Arbeitsvertrag zu haben.<sup>11</sup> Der Parameter, der dabei geschätzt werden soll, ist der Average Treatment Effect on the Treated (ATT). Der ATT gibt an, um wie viel höher oder niedriger die Abgangswahrscheinlichkeit der Arbeitnehmer, deren Vertrag zunächst befristet war, relativ zur kontrafaktischen Situation ist, dass sie von Anfang an unbefristet beschäftigt gewesen wären.

Die Datenbasis für unsere Studie ist das Sozio-ökonomische Panel (SOEP) für Westdeutschland.<sup>12</sup> Der Charakter des SOEP als jährliche Befragung bedingt, dass sehr kurze Dauern unterrepräsentiert sind. Wir beschränken uns bei der Interpretation auf Arbeitsverhältnisse, die mindestens ein Jahr lang gedauert haben. Zahlreiche befristete Beschäftigungsverhältnisse sind saisonalen oder anderweitig kurzfristigen Charakters. Darüber hinaus genießen fest

<sup>11</sup> Man könnte dabei auch nach der Dauer der befristeten Beschäftigung differenzieren. Es ist jedoch im SOEP für die Beobachtungen bis 1996 unmöglich, aus den Daten auf den gegenwärtigen Vertragsstatus zu schließen, was die Zahl der zur Verfügung stehenden Beobachtungen erheblich reduzieren würde.

<sup>12</sup> Ostdeutschland wird ausgeschlossen, weil die Information über das Vorliegen einer öffentlich geförderten Beschäftigung im SOEP nicht für alle Jahre erhältlich ist.

angestellte Arbeitnehmer während der gesetzlichen Probezeit von sechs Monaten keinen gesetzlichen Bestandsschutz. Somit differieren die durch das Gesetz bedingten Kündigungskosten nur nach diesem Zeitpunkt.

Die Stichprobe ist auf Episoden der Beschäftigung beschränkt, die nach Vollendung des 21. Lebensjahres beginnen. Episoden werden nach dem 57. Lebensjahr als zensiert betrachtet, der öffentliche Sektor wird ausgeschlossen. Wir definieren als Beschäftigungsepisode einen Zeitraum ununterbrochener Beschäftigung beim selben Arbeitgeber. Die Voraussetzung für die Berücksichtigung einer Episode ist, dass ihr Beginn innerhalb des Untersuchungszeitraums liegt und der Vertragsstatus im ersten Jahr beobachtet wird. Somit werden nur Episoden berücksichtigt, die nach 1985 begannen, wodurch die maximale Dauer einer Episode in der Stichprobe 18 Jahre beträgt.

Die ersten beiden Zeilen in Tabelle 2 zeigen, dass es in der Stichprobe 4749 Beschäftigungsepisoden für Männer und 3986 für Frauen gibt. Von diesen wurden etwa 18 bzw. 16 Prozent mit einem befristeten Vertrag begonnen. Dieser Anteil ist naturgemäß höher als der Anteil im Bestand der Beschäftigten. Zugleich ist er deutlich niedriger als der aus dem IAB-Betriebspanel geschätzte Anteil der Befristungen an den Neueinstellungen. Dies liegt daran, dass Episoden mit einer Dauer von weniger als einem Jahr im SOEP unterrepräsentiert sind.

Ebenfalls aus Tabelle 2 ist die Mediandauer von Beschäftigungsverhältnissen ersichtlich, also der Zeitpunkt, zu dem 50 Prozent aller im SOEP verzeichneten Beschäftigungsverhältnisse bereits wieder beendet sind. Die Mediandauer von Beschäftigungs-

verhältnissen, die auf der Grundlage eines befristeten Vertrages begannen, beträgt bei Männern 22 und bei Frauen 21 Monate. Bei unbefristet begonnener Beschäftigung liegen die Mediandauern dagegen bei 39 bzw. 32 Monaten. Generell ist der Unterschied in den Mediandauern in Beschäftigtengruppen am höchsten, die die größte Beschäftigungsstabilität aufweisen.

Im Folgenden versuchen wir, den kausalen Effekt des Vertragsstatus zu Beginn der Beschäftigungsepisoden auf den Verbleib im Betrieb in den folgenden Jahren zu identifizieren. Das zur Schätzung des ATT verwendete Matching-Verfahren setzt die Gültigkeit der Conditional Independence Assumption (CIA) voraus: In Abhängigkeit von den Kovariaten werden die Vertragsform zu Beginn der Beschäftigung und der Abgang aus dem Betrieb als voneinander unabhängig angenommen. Die Frage nach der Rechtfertigung dieser Annahme in unserem Kontext ist heikel. Die Annahme könnte aufgrund von zwei Arten von unbeobachteter Heterogenität verletzt sein: Heterogenität hinsichtlich der Eigenschaften des Arbeitnehmers und Heterogenität bezüglich der Qualität des Matches.

Wir kontrollieren für die erste Art von Heterogenität durch die Berücksichtigung passender Kovariate, insbesondere den Einschluss von Variablen der Beschäftigungsgeschichte. Die Annahme hierbei besteht darin, dass sich die unbeobachtbaren Eigenschaften der Arbeitnehmer in der vergangenen Beschäftigungsgeschichte abbilden. Wenn dies nicht zutrifft, könnte eine Negativselektion von Arbeitnehmern mit ungünstigen Eigenschaften in befristete Beschäftigung stattfinden. Eine Positivselektion im Sinne des Career Concerns-Modell von Loh (1994), bei dem sich die leistungsfähigeren Arbeit-

Tabelle 2  
Median-Verweildauern und Zahl der Beschäftigungsepisoden nach ausgewählten Charakteristika

	Befristet begonnen	Unbefristet begonnen	Log-rank $\chi^2$ Statistik
Männer	22 (847)	39 (3902)	61.93
Frauen	21 (644)	32 (3342)	18.48
Ohne Berufsabschluss	18 (456)	28 (1717)	19.75
Beruflicher Bildungsabschluss	23 (888)	37 (4851)	39.73
Hochschulabschluss	25 (185)	47 (869)	12.28
< 25 Jahre	16 (368)	26 (1363)	30.68
25 – 35 Jahre	21 (588)	35 (3094)	35.94
> 35 Jahre	30 (541)	42 (2813)	13.29

Anmerkung: Zahl der Episoden in Klammern.

nehmer freiwillig in Beschäftigungsverhältnisse mit Probezeiten sortieren, dürfte in Zeiten einer angespannten Arbeitsmarktlage vermutlich geringere Relevanz haben.

Für die zweite Art von Heterogenität können wir nicht kontrollieren. Nach der Job Matching-Literatur wird diese Art von Heterogenität jedoch auch von den Akteuren zum Zeitpunkt des Vertragsabschlusses nicht wahrgenommen. Vielmehr wird sie erst im Verlauf des Beschäftigungsverhältnisses erfahren. Wenn dies gilt, ist die Qualität des Matches von der Entscheidung über den Vertragstyp unabhängig. Andernfalls könnte eine Selektionsverzerrung vorliegen. Einige der Gegebenheiten, die ein Arbeitgeber bei Einstellung eines Arbeitnehmers beobachten kann, wie Referenzen oder die genaue Spezialisierung des Stellenkandidaten, können wir nicht beobachten. Wenn der Arbeitgeber einen unbefristeten Arbeitsvertrag für Beschäftigungsverhältnisse wählt, von denen er erwartet, dass sie sich als produktiv erweisen werden, und einen befristeten Vertrag für Matches, bei denen dies weniger wahrscheinlich ist, und wenn sich diese Erwartungen normalerweise erfüllen, werden mögliche negative Effekte einer anfänglichen Befristung auf die Beschäftigungsdauer überschätzt und mögliche positive Effekte unterschätzt.

Für das Matching-Verfahren wird zuerst eine Probit-Schätzung des Propensity Score durchgeführt (für Näheres zum Verfahren vgl. z.B. Heckman et al. 1998). Da die Anzahl potenzieller Kontrollbeobachtungen in unserer Stichprobe hoch ist, verwenden wir ein einfaches Nearest Neighbour Matching ohne Zurücklegen. Die Ergebnisse fallen nur geringfügig anders aus, wenn das Matching mit Zurücklegen durchgeführt wird, mehr Nachbarn ausgewählt werden oder ein Kerndichte-basiertes Matching angewandt wird. Da Individuen aus unterschiedlichen Arbeitsmarktstadien eine Beschäftigung aufnehmen, können sie sich in ihren zukünftigen Ausichten bezüglich der Beschäftigungsstabilität unterscheiden; deshalb bilden wir im Matching nur Vergleichspaare von Individuen, die sich in der Periode vor Beginn der neuen Beschäftigungsepisode im gleichen Arbeitsmarktstadium befinden. Ein Höchstmaß (Caliper) der Abweichung der Propensity Scores wird gewählt, um Matches aus den Daten zu beseitigen, deren Propensity Scores relativ weit auseinander liegen. In die Schätzung des Propensity Score gehen Informationen aus der Periode vor der ersten Beobachtung in der neuen Episode ein. Angesichts des jährlichen Befragungsintervalls dürfte damit gewährleistet sein, dass die unabhängigen Variablen, die für die Schätzung des Propensity Score benutzt werden, nicht ihrerseits von den künftigen Arbeitsmarktzuständen beeinflusst sind.

Tabelle A1 im Anhang zeigt die Ergebnisse der Probit-Schätzung für die Wahrscheinlichkeit, unmittelbar nach der Einstellung befristet beschäftigt zu sein. Die Variablen bestehen zum ersten aus demographischen Charakteristika wie Alter, Bildungsstand, Nationalität und Vorliegen einer Körperbehinderung. Zum zweiten benutzen wir Variablen des Haushaltskontextes. Drittens verwenden wir, sofern vorhanden, Informationen über vorangegangene Episoden, wie die Dauer des vorherigen Beschäftigungsverhältnisses, den Grund der Beendigung des vorherigen Beschäftigungsverhältnisses (Entlassung, Ablauf eines vorherigen befristeten Beschäftigungsverhältnisses, Kündigung und andere Gründe) und die Anzahl sowie die Dauer vorheriger Beschäftigungsepisoden. Des Weiteren schließen wir den Beschäftigungsstatus (befristeter Vertrag, Festanstellung, Berufsausbildung, Selbständigkeit, Arbeitslosigkeit und Nichterwerbstätigkeit) der Periode, in der das Matching stattfindet und der Periode davor mit ein. Wir berücksichtigen ebenfalls die Arbeitslosenquote des Bundeslandes und multiplizieren diese mit dem Beschäftigungsstatus und jährlichen Dummies für die Bundesländer (nicht in der Tabelle ausgewiesen).

Die Vorhersagekraft der Schätzung unterscheidet sich für Frauen und Männer erheblich. Bei weiblichen Arbeitnehmern gehen nur wenige Variablen statistisch signifikant in die Erklärung der Vertragsart ein. Frauen mit Hochschulabschluss werden mit einer höheren Wahrscheinlichkeit mit einem befristeten Vertrag beschäftigt als Frauen mit beruflichem Ausbildungsabschluss, und sie nehmen mit höherer Wahrscheinlichkeit ein befristetes Beschäftigungsverhältnis an, wenn ihr vorheriges Beschäftigungsverhältnis durch den Ablauf einer Periode mit befristetem Vertrag endete. Unter den Männern ist ein signifikanter Effekt von Alter und Nationalität auf die Vertragsform zu beobachten. Einige der Variablen der individuellen Beschäftigungsgeschichte wie vorherige Festanstellung, die Dauer vorheriger Nichterwerbstätigkeit oder vorherige Erfahrungen mit befristeten Beschäftigungsverhältnissen haben ebenfalls signifikante Koeffizienten. Die Ergebnisse lassen sich nur bedingt mit denen von Giesecke und Groß (2002) vergleichen, da dort alle, nicht nur die neu abgeschlossenen Beschäftigungsverhältnisse betrachtet werden.

Abbildung A1 im Anhang stellt geschätzte Kerndichte-Funktionen des Propensity Score dar. Die Tatsache, dass die Vertragsart für Männer besser erklärt wird als für Frauen, ist klar aus der Verteilung der vorhergesagten Wahrscheinlichkeiten von befristeten Beschäftigungsverhältnissen ersichtlich. In beiden Fällen haben die Verteilungen der Propen-



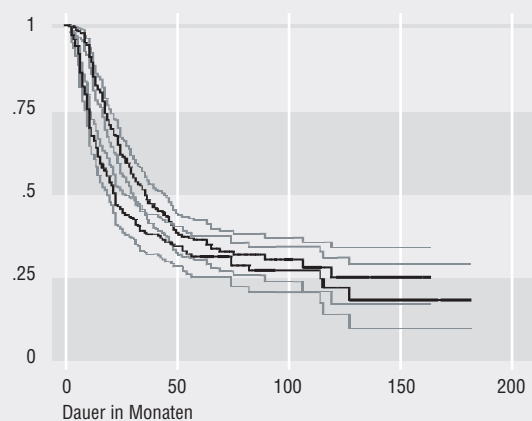
sity Scores von befristet und unbefristet Beschäftigten eine ähnliche Stützmenge; die Anwendung der Common Support Condition führt somit nicht zu erheblichem Datenverlust.

Das Matching wird unter Verwendung des vorhergesagten linearen Index aus der Probit-Schätzung durchgeführt. Ein Balancing Test im Sinne von Heckman und Hotz (1989) zeigt, dass die Unterschiede in den Werten der Kovariate durch das Matching reduziert werden (Boockmann und Hagen 2005). Nach der Schätzung des Propensity Score und der Anwendung der Common Support Condition verbleiben 478 teilnehmende Paare für Männer und 449 für Frauen.

Im Folgenden prüfen wir die Vorhersage, dass die Beschäftigungsstabilität in Arbeitsverhältnissen, die mit befristeten Beschäftigungsverhältnissen begonnen werden, zu Beginn niedriger, aber nach Beendigung des Sortierprozesses höher ist als in Beschäftigungsverhältnissen, die immer als unbefristet beobachtet werden. Als Ergebnisvariable verwenden wir die empirische Kaplan-Meier-Überlebensfunktion zum Zeitpunkt  $t$  nach Beginn der Beschäftigung. Abbildungen 2 und 3 bilden die Kaplan-Meier Schätzungen der Überlebensfunktion für die Treatment- und die Vergleichsgruppe ab.

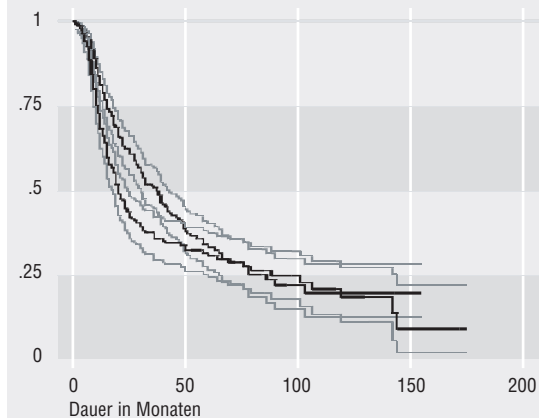
Logrank-Tests auf Gleichheit der Überlebensfunktionen liefern  $\chi^2$ -Statistiken von 6,29 für Männer und 4,37 für Frauen, die beide zum Fünf-Prozent-Niveau signifikant sind. Wir beobachten sowohl für Männer als auch für Frauen einen negativen Effekt

Abbildung 2  
**Kaplan-Meier-Schätzer für die Stichprobe nach Matching (Männer)**



Anmerkung: Dunkel gezeichnete Kurven sind Kaplan-Meier-Überlebensfunktionen. Linke Kurve: befristet begonnen, rechte Kurve: unbefristet begonnen. Helle Kurven sind die zugehörigen 95%-Konfidenzbänder.

Abbildung 3  
**Kaplan-Meier-Schätzer für die Stichprobe nach Matching (Frauen)**



Anmerkung: Dunkel gezeichnete Kurven sind Kaplan-Meier-Überlebensfunktionen. Linke Kurve: befristet begonnen, rechte Kurve: unbefristet begonnen. Helle Kurven sind die zugehörigen 95%-Konfidenzbänder.

eines anfänglich befristeten Vertrags auf den Verbleib in der Beschäftigung innerhalb der ersten zwei Jahre. Von dieser Periode an konvergieren die Überlebensraten jedoch. Die Konfidenzintervalle der Überlebenskurven sind ab einem Zeitpunkt von drei Jahren nach Beschäftigungsbeginn nicht mehr getrennt. Bei den Männern stellen wir eine weitgehende Annäherung der Überlebenskurven fest, für Frauen sogar deren Überschneidung. Die Daten zeigen damit eine verminderte Abgangswahrscheinlichkeit aus befristet begonnenen Beschäftigungsverhältnissen einige Jahre nach deren Aufnahme an.

Aufgrund von Beschäftigungsabgängen und Fällen von Rechtszensierung ist die Fallzahl bei den Episoden mit langen Dauern allerdings relativ gering: Bei den Männern in der Stichprobe verbleiben nach zweijähriger Dauer 165 unbefristet und 115 befristet begonnene Episoden, von denen 60 bzw. 29 innerhalb der folgenden drei Jahre enden. Bei den Frauen sind es 150 unbefristet und 90 befristet begonnene Episoden, und die Zahl der Beschäftigungsabgänge beträgt während der folgenden drei Jahre 52 bzw. 22. Entsprechend vorsichtig sollte man die Ergebnisse interpretieren.

Der Abschluss eines befristeten Vertrags macht also auf der einen Seite einen Abgang innerhalb der ersten zwei Jahre der Beschäftigungsepisode erheblich wahrscheinlicher. Unsere Ergebnisse deuten jedoch darauf hin, dass mit einem befristeten Vertrag begonnene Beschäftigungsverhältnisse in den folgenden Jahren stabiler sind als Beschäftigungsverhält-

nisse, die mit einem Festvertrag begonnen wurden. Dieser Befund stimmt mit der Rolle von befristeten Beschäftigungsverhältnissen als Probezeiten überein. Wenn die Kündigungskosten während der „verlängerten Probezeit“ einer Befristung niedrig sind, werden Arbeitnehmer, die sich wahrscheinlich als schlechtes Match herausstellen, früher entlassen, als wenn sie dem gesetzlichen Kündigungsschutz unterliegen. Der Kündigungsschutz sorgt gegenüber befristeten Verträgen aber nur für eine Verzögerung, nicht für eine Verhinderung des Sortierprozesses: Die Wahrscheinlichkeit, dass eine Beschäftigungs-episode länger als fünf Jahre dauert, wird nicht negativ davon beeinflusst, dass der Arbeitnehmer anfänglich befristet beschäftigt ist, wie aus den Abbildungen 2 und 3 zu ersehen ist.

Eine weitere interessante Frage ist, ob 24 Monate nach Aufnahme einer befristeten Beschäftigung, also nach der Höchstdauer für die sachgrundlose Befristung, eine erhöhte Abgangsrate zu beobachten ist. Dies wäre Evidenz für das Modell von Blanchard und Landier (2002). Es lässt sich den Abbildungen entnehmen, dass Abgänge bis zu 24 Monaten nach Aufnahme der Beschäftigung bei befristeten Verträgen häufiger sind als bei unbefristeten; wir finden aber keinen erhöhten Abgang genau bei 24 Monaten. Das lässt darauf schließen, dass die maximal mögliche Zeit für die sachgrundlose Befristung oft nicht ausgeschöpft wird. Der Befund ist nicht kompatibel mit der Vorstellung, dass befristet Beschäftigte bis zur gesetzlichen Höchstdauer beschäftigt und dann gegen andere ausgewechselt werden. Für ein Spaltungsszenario und damit negative Effizienzwirkungen befristeter Beschäftigung, wie sie in Abschnitt 3 diskutiert wurden, gibt es insgesamt wenig Anhaltspunkte.

## 6 Folgerungen für andere Formen atypischer Arbeit: Zeitarbeit, Werkverträge und Minijobs

Die für die befristete Beschäftigung genannten Nutzungsmotive und ihre Konsequenzen für die Funktionsfähigkeit der Arbeitsmärkte lassen sich auch auf andere atypische Beschäftigungsformen übertragen. Wie die befristete Beschäftigung ist die Leiharbeit eine Beschäftigungsform temporärer Natur. Im Verhältnis zur befristeten Arbeit ist sie quantitativ weniger verbreitet. Im Juni 2004 waren nach der Arbeitnehmerüberlassungsstatistik fast 400 000 Erwerbstätige in Leiharbeit beschäftigt, was 1,5 Prozent der sozialversicherungspflichtig Beschäftigten entspricht. Über einen Zeitraum von 20 Jahren zeigt sich jedoch ein deutlich stärkeres Wachstum dieser

Beschäftigungsart als bei der befristeten Beschäftigung. Noch immer ist Leiharbeiten in bestimmten Segmenten des Arbeitsmarkts wie manueller Arbeit mit geringen Qualifikationserfordernissen besonders stark verbreitet, auch wenn sich diese Form der Arbeit auch in anderen Segmenten durchzusetzen beginnt (Bellmann und Promberger 2002).

Ob die Anpassungsfähigkeit der Nutzerbetriebe erhöht wird, ist auch bei der Nutzung von Leiharbeit ein potentiell wichtiger Gesichtspunkt. Der Vorteil, den Betriebe aus Leiharbeit im Vergleich zu befristeten Arbeitsverhältnissen ziehen, ist einerseits die größere Flexibilität bei der Beendigung, die bei befristeten Arbeitsverträgen durch die Laufzeit des Vertrags vorherbestimmt ist. Vor allem aber sind die Einstellungskosten erheblich geringer, da die Personalauswahl auf den Verleihbetrieb überlagert wird. Dementsprechend zeigt sich im Zeitablauf ein deutlich prozyklisches Verhalten: Nach Boockmann und Hagen (2001) variiert die Nutzung von Leiharbeit stärker mit den Umsatzerwartungen, als dies für befristete Beschäftigung der Fall ist. Strotmann und Haag (2004) sowie Strotmann und Vogel (2004) zeigen in einer ähnlichen Analyse, wie sie im vierten Abschnitt für die befristete Beschäftigung vorgenommen wurde, dass der Arbeitsplatzumschlag (also die Summe der in Abschnitt 4 definierten Stellenaufbau- und Stellenabbaurate) für Leiharbeit wesentlich höher ist als für befristete Beschäftigung. Allerdings beziehen sich die Ergebnisse auf Baden-Württemberg, was bei der geringen Nutzungsintensität der Leiharbeit ein Fallzahlenproblem hervorrufen könnte.

Wie bei der befristeten Arbeit, lässt sich auch bei der Leiharbeit fragen, ob sie als alternative Probezeit den Übergang in den Betrieb ermöglicht („Klebeffekt“) oder ob sie die Integration Arbeitsloser in Beschäftigung insgesamt erleichtert („Brückenfunktion“). Der Klebeffekt könnte im Vergleich zu befristeter Beschäftigung insofern abgeschwächt sein, als es sich bei Leiharbeit um eine Dreiecksbeziehung von Beschäftigten, Verleih- und Entleihbetrieben handelt, bei der auf der Seite der Verleihbetriebe vermutlich kein Interesse am Übergang der Leiharbeitnehmer in ein reguläres Beschäftigungsverhältnis besteht. Außerdem dauern die Einsätze meist wesentlich kürzer als die Laufzeiten befristeter Arbeitsverträge (Rudolph und Schröder 1997). Nach Auswertungen des IAB-Betriebspanels von Promberger et al. (2005) ist der Klebeffekt als eher gering zu veranschlagen: Nur ein knappes Viertel aller Betriebe mit Leiharbeit hat auch Leiharbeitnehmer in Beschäftigung übernommen. Gleiches gilt offenbar auch für den Brückeneffekt beim Übergang von Arbeitslosigkeit in Beschäftigung. Ein Vergleich

von Leiharbeitnehmern und Arbeitslosen auf der Basis der IAB-Beschäftigtenstichprobe (IABS) ergibt nach Kvasnicka (2004) keinen statistisch signifikanten Unterschied hinsichtlich der Wahrscheinlichkeit künftiger (regulärer) Beschäftigung oder künftiger Arbeitslosigkeit. Im Vergleich zu befristeter Arbeit tritt also die Integration durch Erprobung als Ergebnis der Zulässigkeit von Leiharbeit deutlich zurück.

Werden permanente Beschäftigungsverhältnisse auch auf Stellen, für die weder die Anpassungslogik noch die Probezeitenfunktion relevant ist, dauerhaft durch Leiharbeit verdrängt? Nach einer Befragung von Ammermüller et al. (2003) liegen die Kosten der Leiharbeit nach Einschätzung der Verleihbetriebe im Schnitt unterhalb der Kosten regulärer Arbeit. Dies gilt vor allem für gering Qualifizierte, was mit entsprechenden Untersuchungen der relativen Löhne von Leiharbeitnehmern im Vergleich zu regulär Beschäftigten übereinstimmt (Kvasnicka und Werwatz 2002). In diesem Bereich gibt es daher Spielraum zur Substitution. Dies könnte sich jedoch durch die stärkere tarifvertragliche Erfassung der Branche in Folge des Hartz-I-Gesetzes geändert haben. Allerdings liegen die tariflichen Löhne meist immer noch erheblich unter denen der Entleihbranchen, so dass in bestimmten Branchen eine Auslagerung von Beschäftigung in Leiharbeitsbetriebe als Mittel zur Senkung von Personalkosten möglich bleibt.

Eine Reihe weiterer atypischer Beschäftigungsformen folgt eigenen Einsatzmotiven und wirkt daher auf andere Weise auf die Funktion der Arbeitsmärkte ein. Unter den in rechtlicher Hinsicht selbständig Erwerbstätigen gibt es eine Gruppe, die sich als „freie Mitarbeiter“ bezeichnen lässt: Sie sind rechtlich Ein-Personen-Unternehmen und sind häufig auf der Basis von Werkverträgen nur für ein Unternehmen tätig. Kennzeichnend für diese Gruppe sind die geringe Dispositionsfreiheit und wirtschaftliche Abhängigkeit von den Auftraggebern, so dass es hier um den Grenzbereich selbständiger und abhängiger Erwerbstätigkeit geht. Da die Zuordnung von selbständig Erwerbstätigen zu dieser Gruppe nicht eindeutig ist, schwanken die Zahlen über die Inanspruchnahme dieser Beschäftigungsform je nach Abgrenzung in der IAB-Scheinselbständigenbefragung (Dietrich 1996) von 1995 zwischen 460 000 und 630 000.

Auch hier kann die numerische Flexibilität ein Gesichtspunkt sein, der die Beschäftigung lohnend macht und insgesamt positiv auf die Beschäftigung wirkt. Allerdings findet sich hierfür bei Boockmann und Hagen (2001) keine Evidenz: Die Geschäftslage

hat keinen Einfluss auf die Nutzung freier Mitarbeit. Ob es eine Integrationsfunktion dieser Tätigkeit in abhängige Erwerbstätigkeit gibt, ist nach unserer Kenntnis unerforscht, anders als die Übergänge in diese Beschäftigungsform (Pfeiffer und Reize 2000). Für die Unternehmen bietet sich vor allem der Vorteil, Beiträge zur Sozialversicherung einzusparen. Daher dürfte das dritte der hier diskutierten Nutzungsmotive, die Substitution, in den meisten Fällen das relevante sein.

Diese Motivation ist vermutlich bei einer weiteren Gruppe der atypischen Beschäftigungsverhältnisse, den Minijobs, noch stärker ausgeprägt, denn hier ist die Beitragsfreiheit und nicht die temporäre Natur das Abgrenzungsmerkmal der Beschäftigungsform. Dies bedeutet nicht, dass sie nicht als Nebenwirkung zu einer Verbesserung der Arbeitsmarktflexibilität beitragen könnten. Jedoch zeigt eine Untersuchung auf der Basis von Befragungen (Fertig et al. 2004), dass Minijobs nur in sieben Prozent der Fälle von den Betroffenen mit dem Motiv aufgenommen werden, den Übergang in nicht-geringfügige Beschäftigung zu schaffen. Überwiegend werden sie dazu genutzt, Hinzuverdienstmöglichkeiten zu schaffen und Familie und Beruf besser zu vereinbaren. Entsprechend uninteressant dürfte es für Arbeitgeber sein, Minijobs als Instrumente der Personalauswahl zu verwenden.

Dieser Befund deckt sich mit den Ergebnissen einer Simulation von Arntz et al. (2004), wonach eine Brückenfunktion von Minijobs nicht zu erwarten ist. Vielmehr ist die Aufnahme von Minijobs vor allem für Personen lohnend, die gerade nicht eine reguläre Vollerwerbstätigkeit anstreben, wie für bisher Nichterwerbstätige in Paarhaushalten mit vergleichsweise gutem Einkommen. Die Geltung des Kündigungsschutzes ist von der Sozialversicherungspflicht nicht berührt,<sup>13</sup> insofern ergibt sich auch kein Nutzungsmotiv aus der Personalanpassung. Im Vergleich zu Leiharbeit finden wir daher eine geringere Arbeitsplatzdynamik (Strotmann und Vogel 2004). Allerdings ist das Meldeverfahren vereinfacht, so dass Einstellungs- und Entlassungskosten reduziert werden. Dieser Gesichtspunkt dürfte aber kaum ausreichen, um Minijobs als Instrumente der Beschäftigungsanpassung für Arbeitgeber attraktiv zu machen.

<sup>13</sup> Allerdings muss nach einer Entscheidung des Landesarbeitsgerichts Köln der Arbeitgeber im Rahmen der Sozialauswahl Minijobs vorrangig abbauen (Urteil vom 03.06.2004; Aktenzeichen: 6 Sa 252/04).

## 7 Schlussfolgerungen

Für Deutschland zeigt sich, dass etwa 40 Prozent der abgeschlossenen befristeten Verträge in unbefristete Verträge umgewandelt werden und anschließend zu Erwerbsverhältnissen führen, die langfristig ebenso stabil sind wie unbefristet abgeschlossene. Dieser Befund spricht für eine Probezeiten-Funktion befristeter Arbeit, die das Matching von Arbeitnehmern und Stellen verbessert. Zugleich sind befristete Beschäftigungsverhältnisse stärker volatil: Der Auf- und Abbau von Positionen vollzieht sich mit weitaus höherer Rate. Dies deutet auf eine Verbesserung der Anpassungsfähigkeit der Beschäftigten an zyklische Schwankungen hin. Noch deutlicher als die befristete Beschäftigung erfüllt die Leiharbeit diese Anpassungsfunktion. Diese beiden Erklärungsansätze stehen empirisch nebeneinander und ergänzen sich in der Erklärung des Phänomens temporärer Beschäftigung. Ihre Erklärungskraft dürfte auf unterschiedlichen Teilarbeitsmärkten unterschiedlich groß sein. Es gibt nicht „das“ befristete (und schon gar nicht „das“ atypische) Beschäftigungsverhältnis schlechthin. Plausibel erscheint insbesondere, dass die Erprobung als Motiv im Bereich höher qualifizierter Arbeit wichtiger ist als bei den gering Qualifizierten. Unsere hier vorgestellten empirischen Ansätze können wir jedoch aufgrund der Datenlage nicht entsprechend differenzieren. Vom Standpunkt der empirischen Wissenschaft wäre es überaus wünschenswert, wenn die Befristung des Arbeitsvertrags künftig auch aus Daten administrativen Ursprungs wie der IABS hervorginge.

Den möglichen effizienzsteigernden Wirkungen befristeter Verträge stehen potentielle Nachteile gegenüber. Zunächst gilt hier das in der Diskussion um die Beschäftigungswirkungen des Kündigungsschutzes aufgebrachte Argument, dass das Beschäftigungsniveau als Wirkung einer Reduzierung des Kündigungsschutzes auch sinken kann. Dieses Argument ist allerdings theoretisch uneindeutig und empirisch kaum zu überprüfen. Ein zweiter und aus unserer Sicht wichtigerer Nachteil könnte die Zerteilung des Arbeitsmarktes sein, die im beweglichen Segment des Arbeitsmarktes zu ineffizienten Mobilitätsprozessen führt und im unbeweglichen Segment das Lohnniveau erhöht und die Beschäftigung senkt. Ergebnisse empirischer Studien sowie die in diesem Artikel präsentierte Evidenz widersprechen jedoch der Ansicht, dass befristete Arbeit durch einen permanenten Arbeitskräfteumschlag auf vorhandenen Stellen gekennzeichnet ist. Dieser Befund gilt für andere Länder, insbesondere für Spanien; in Deutschland stellt befristete Arbeit in weit höherem Maße einen Übergang in stabile Erwerbszustände dar.

Die Ergebnisse zeigen, dass einige Argumente, die in der Diskussion um die relativen Vor- und Nachteile befristeter Beschäftigung im Vergleich zu einer Reduzierung des Kündigungsschutzes gegen die erste Lösung angeführt werden, empirisch wenig stichhaltig sind. Daher scheint es derzeit wenig Grund zu geben, dieses arbeitsrechtliche Instrument aus der Hand zu geben. Die möglichen Vorteile, die mit atypischer Arbeit für die Allokation auf dem Arbeitsmarkt verbunden sind, unterscheiden sich allerdings deutlich zwischen befristeter Beschäftigung und Leiharbeit, und die Unterschiede zwischen befristeter Arbeit und anderen Beschäftigungsformen sind sogar noch stärker ausgeprägt. Daher scheint es ratsam, auch in der wirtschaftspolitischen Diskussion sorgsam zwischen diesen Instrumenten zu trennen.

## Literatur

- Ammermüller, A./Boockmann, B./Garloff, A./Kuckulenz, A./Spermann, A. (2003): Die ZEW-Erhebung bei Zeitarbeitsbetrieben – Dokumentation der Umfrage und Ergebnisse von Analysen, ZEW-Dokumentation 03-07, Mannheim.
- Arntz, M./Feil, M./Spermann, A. (2003): Die Arbeitsangebotseffekte der neuen Mini- und Midijobs – eine ex ante Evaluation. In: Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung, Jg. 36 (3), 271–290.
- Beckmann, M./Bellmann, L. (2002): Churning in deutschen Betrieben: Welche Rolle spielen technischer Fortschritt, organisatorische Änderungen und Personalstruktur? In: Bellmann, Lutz/Kölling, Arnd (Hrsg.): Betrieblicher Wandel und Fachkräftebedarf. In: Beiträge zur Arbeitsmarkt- und Berufsforschung, Bd. 257, Nürnberg, S. 199–231.
- Bellmann, L./Promberger, M. (2002): Zum betrieblichen Einsatz der Leiharbeit – Erste Ergebnisse einer Pilotstudie. In: WSI-Mitteilungen, 55 (8), S. 484–487.
- Bentolila, S./Bertola, G. (1990): Firing Costs and Labor Demand: How bad is Eurosclerosis? In: Review of Economic Studies, Vol. 57(3), P. 381–402.
- Bentolila, S./Saint-Paul, G. (1992): The Macroeconomic Impact of Flexible Labour Contracts with an Application to Spain. In: European Economic Review, Vol. 36, P. 1013–53.
- Bertola, G. (1992): Labor Turnover Costs and Average Labor Demand. In: Journal of Labor Economics, Vol. 10, P. 389–412.
- Bielenski, H./Kohler, B./Schreiber-Kittl, M. (1994): Befristete Beschäftigung und Arbeitsmarkt: Empirische Untersuchung über befristete Arbeitsverträge nach dem Beschäftigungsförderungsgesetz. Schriftenreihe „For-



- schungsbericht“ des Bundesministeriums für Arbeit und Sozialordnung, Bd. 242, Bonn.
- Bielenski, H.* (1997): Deregulierung des Rechts befristeter Arbeitsverträge: Enttäuschte Hoffnungen, unbegründete Befürchtungen. In: WSI-Mitteilungen 50 (8), S. 532–537.
- Blanchard, O./Landier, A.* (2002): The Perverse Effects of Partial Labor Market Reform: Fixed Duration Contracts in France. In: *Economic Journal*, Vol. 112, P. 214–244.
- Boockmann, B./Hagen, T.* (2001): The Use of Flexible Working Contracts in West Germany: Evidence from an Establishment Panel. ZEW Discussion Paper No. 01-33, Mannheim.
- Boockmann, B./Hagen, T.* (2002): Arbeitsplatzdynamik und befristete Verträge: Empirische Evidenz aus dem IAB-Betriebspanel für Baden-Württemberg. In: *Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung*, Jg. 35(3), S. 385–396.
- Boockmann, B./Hagen, T.* (2005): Befristete Beschäftigungsverhältnisse – Brücken in den Arbeitsmarkt oder Instrumente der Segmentierung? ZEW-Wirtschaftsanalysen, Bd. 79, Mannheim.
- Büchtemann, C.F./Höland, A.* (1989): Befristete Arbeitsverträge nach dem Beschäftigungsförderungsgesetz (BeschFG 1985). Schriftenreihe „Forschungsbericht“ des Bundesministeriums für Arbeit und Sozialordnung, Bd. 183, Bonn.
- Burgess, S./Lane, J./Stevens, D.* (2000): Job Flows, Worker Flows and Churning. In: *Journal of Labor Economics*, Vol. 18(3), P. 473–502.
- Cahuc, P./Postal-Vinay, F.* (2002): Temporary Jobs, Employment Protection and Labor Market Performance. In: *Labour Economics*, Vol. 9(1), P. 63–91.
- Dietrich, H.* (1996): Möglichkeiten und Grenzen der empirischen Erfassung von Scheinselbstständigkeit. In: Schupp, J./Büchel, F./Diewald, M./Habich, R. (Hrsg.): *Arbeitsmarktstatistik zwischen Realität und Fiktion*, Berlin: Edition Sigma, S. 131–165.
- Dolado, J.J./García-Serrano, C./Jimeno, J.F.* (2002): Drawing Lessons from the Boom of Temporary Jobs in Spain. In: *Economic Journal*, Vol. 112(721), F270–F295.
- Fertig, M./Kluve, J./Scheuer, M.* (2004): Was hat die Reform der Minijobs bewirkt? Erfahrungen nach einem Jahr, RWI: Schriften 77, Duncker & Humblot, Berlin.
- Gernandt, J./Pfeiffer, F.* (2005): Einstiegslohne bei unvollkommenen Arbeitsmärkten. ZEW Discussion Paper No. 05-26, Mannheim.
- Gießbecke, J./Groß, M.* (2002): Befristete Beschäftigung: Chance oder Risiko? In: *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie*, Jg. 54(1), S. 85–108.
- Güell, M.* (2000): Fixed-term Contracts and Unemployment: an Efficiency Wage Analysis, Industrial Relations Section. Princeton University, Working Paper n. 433.
- Güell, M./Petrongolo, B.* (2003): How Binding are Legal Limits? Transitions from Temporary to Permanent Work in Spain. CEPR Discussion Paper No. 3931.
- Hagen, T.* (2002): Do Temporary Workers Receive Risk Premiums? Assessing the Wage Effects of Fixed-Term Contracts in West Germany by a Matching Estimator Compared with Parametric Approaches. In: *LABOUR: Review of Labour Economics and Industrial Relations*, Vol. 16(4), P. 667–705.
- Hagen, T.* (2003a): Does Fixed-Term Contract Employment Raise Firms' Adjustment-Speed? Evidence from an Establishment Panel for West-Germany. In: *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik*, Jg. 223(4), S. 403–421.
- Hagen, T.* (2003b): Do Fixed-Term Contracts Increase the Long-Term Employment Opportunities of the Unemployed? ZEW Discussion Paper No. 03-49, Mannheim.
- Hagen, T.* (2004): Labour Market Effects of Fixed-Term Employment Contracts – Microeconomic Analyses for West Germany. Diss., Johann Wolfgang Goethe-Universität Frankfurt am Main.
- Heckman, J.J./Ichimura, H./Todd, P.* (1998): Matching as an Econometric Evaluation Estimator. In: *Review of Economic Studies*, Vol. 65, P. 261–294.
- Heckman, J.J./Hotz, V.J.* (1989): Choosing among Alternative Nonexperimental Methods for Estimating the Impact of Social Programs: The Case of Manpower Training. In: *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 84, P. 862–877.
- Hunt, J.* (2000): Firing Costs, Employment Fluctuations and Average Employment: an Examination of Germany. In: *Economica*, Vol. 67, P. 177–202.
- Jahn, E.* (2002): Zur ökonomischen Theorie des Kündigungsschutzes: Volatilität der Arbeitsnachfrage und duale Arbeitsmärkte. Duncker & Humblot, Berlin.
- Kölling, A.* (2000): The IAB-Establishment Panel. In: *Schmollers Jahrbuch (Journal of Applied Social Science Studies)*, Vol. 120(2), P. 291–300.
- Kraft, K.* (1993): Euroschlerosis reconsidered: Employment Protection and Work Force Adjustment in West Germany. In: Büchtemann, C.F. (Hrsg.): *Employment Security and Labor Market Behavior*. ILR Press, New York.
- Kvasnicka, M.* (2004): Does Temporary Agency Work provide a Stepping Stone to Regular Employment? Humboldt Universität Berlin, Manuskript.
- Kvasnicka, M./Werwatz, A.* (2002): Lohneffekte der Zeitarbeit. In: *DIW-Wochenbericht* 49, S. 1–10.
- Kress, U.* (1998): Vom Normalarbeitsverhältnis zur Flexibilisierung des Arbeitsmarktes – ein Literaturbericht. In: *Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung*, Jg. 31(3), S. 488–505.

- Linne, G./Voswinkel, S. (1989): Vielleicht ist ja noch alles offen: Eine empirische Untersuchung über befristete Arbeitsverhältnisse, Hamburg: VSA.
- Loh, E. S. (1994): Employment Probation as a Sorting Mechanism. In: *Industrial and Labor Relations Review*, Vol. 47, P. 471–486.
- Mertens, A./McGinnity, F. (2002): Fixed-Term Contracts in East and West Germany: Low Wages, Poor Prospects? German Science Foundation SFB 373 Working Paper No. 72, Berlin.
- Mertens, A./McGinnity, F. (2005): A Two-Tier Labour Market for Fixed-Term Jobs? Evaluating Evidence from West Germany Using Quantile Regression. In: *Schmollers Jahrbuch (Journal of Applied Social Science Studies)*, Vol. 125(1), P. 75–85.
- Nagypál, E. (2002): The Cost of Employment Protection in the Presence of Match-Specific Learning. Manuskript, Stanford University.
- Pfeiffer, F./Reize, F. (2000): Business Start-ups by the Unemployed: An Econometric Analysis based on Firm Data. In: *Labour Economics*, Vol. 7(5), P. 629–663.
- Promberger, M./Dreher, C./Sowa, F./Schramm, S./Theuer, S. (2005): Leiharbeit im Betrieb: Strukturen, Kontexte und Handhabung einer atypischen Beschäftigungsform. Ms., Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung, Nürnberg.
- Rebitzer, J. B./Taylor, L. J. (1991): A Model of Dual Labor Markets When Product Demand is Uncertain. In: *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 106(4), P. 1373–1383.
- Rudolph, H./Schröder, E. (1997): Arbeitnehmerüberlassung: Trends und Einsatzlogik. In: *Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung*, Jg. 30(1), S. 102–126.
- Saint-Paul, G. (1996): *Dual Labour Markets, A Macroeconomic Perspective*. MIT Press.
- Shapiro, C./Stiglitz, J. E. (1984): Equilibrium Unemployment as a Worker Discipline Device. In: *American Economic Review*, Vol. 74(3), P. 433–444.
- Strotmann, H./Haag, S. (2004): Betriebliche Flexibilisierungspotenziale im Umgang mit Schwankungen der Geschäftstätigkeit. IAW-Kurzbericht 7/2004, Tübingen.
- Strotmann, H./Vogel, A. (2004): Leiharbeit als Flexibilisierungsinstrument? Eine empirische Untersuchung über die Struktur der Leiharbeit in Baden-Württemberg und die mit ihr verknüpften Erwartungen. IAW-Kurzbericht 5/2004, Tübingen.
- Vogel, B. (2002): Leiharbeiter und befristet Beschäftigte – Erfahrungen und Erwerbsbiographien zwischen Integration und Ausgrenzung, mimeo. Vortrag auf der Tagung der Hans-Böckler-Stiftung „Leiharbeit und befristete Beschäftigung: Neue Formen sozialer Gefährdung oder Chance auf Arbeitsmarktintegration?“ Berlin, 18. Juni 2002.
- Walwei, U. (2000): Die Beendigung von Arbeitsverhältnissen: rechtlicher Reformbedarf und Kompensationsmöglichkeiten. In: *Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung*, Jg. 33(1), S. 101–111.
- Wooldridge, J. M. (2002): *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. Cambridge, MA.
- Zijl, M./van den Berg, G. J./Heyma, A. (2004): Stepping Stones for the Unemployed: The Effects of Temporary Jobs on the Duration until Regular Work. IZA Discussion Paper No. 1241.

## Anhang

Tabelle A1

### Probit-Schätzung des Propensity Score

	Männer		Frauen	
	Koeff.	Std.-Fehler.	Koeff.	Std.-Fehler.
Ohne berufliche Ausbildung	0.056	0.074	0.053	0.072
Meisterabschluss	** -0.270	0.136	-0.096	0.179
Hochschulabschluss	-0.032	0.101	*** 0.439	0.113
Alter	* -0.282	0.149	-0.160	0.161
Alter quadratisch	** 0.852	0.418	0.445	0.442
Alter kubisch	** -0.809	0.376	-0.395	0.393
AusländerIn	*** 0.193	0.070	0.061	0.077
Mit Behinderung	0.254	0.168	0.213	0.179
Kinder	-0.019	0.069	0.071	0.074
Verheiratet	0.043	0.082	-0.091	0.093
Geschieden/verwitwet	0.141	0.143	0.185	0.128
Entlassen	* 0.155	0.094	-0.001	0.123
Befristeter Vertrag abgelaufen	0.130	0.132	*** 0.540	0.154
Dauer der letzten Beschäftigung	-0.016	0.011	-0.012	0.013
Niemals befristet	* -0.142	0.075	0.049	0.086
Arbeitslosigkeitsepisoden	0.004	0.030	-0.041	0.038
Dauer der Arbeitslosigkeit	-0.003	0.005	0.001	0.007
Dauer der Nichterwerbstätigkeit	*** -0.042	0.015	-0.001	0.001
Befristet*ALQ	-0.057	0.047	-0.009	0.051
Unbefristet*ALQ	-0.032	0.028	0.016	0.033
Arbeitslos*ALQ	0.022	0.032	0.021	0.037
Nichterwerbstätig*ALQ	* 0.066	0.040	0.012	0.035
Unbefristet	-0.520	0.407	-0.603	0.445
Ausbildung	* -0.814	0.482	-0.169	0.515
Selbständig	-0.736	0.469	-0.602	0.514
Arbeitslos	-0.681	0.445	-0.340	0.485
Nichterwerbstätig	* -0.851	0.498	-0.511	0.457
Unbefristet -1	*** -0.440	0.126	-0.191	0.161
Ausbildung -1	-0.334	0.220	-0.307	0.259
Selbständig -1	-0.146	0.165	-0.158	0.200
Arbeitslos -1	-0.093	0.148	0.144	0.181
Nichterwerbstätig -1	-0.101	0.157	-0.043	0.171
Zahl der Beobachtungen	2957		2582	
Anfängliche Log-likelihood	-1 390.48		-1 267.55	
Log-likelihood bei Konvergenz	-1 266.64		-1 198.88	

Anmerkungen: Dummies für Jahre und Bundesländer sind in der Schätzung enthalten, werden aber nicht aufgeführt. Standardfehler berücksichtigen multiple Beobachtungen pro Person. \*\*\*, \*\* und \* bedeuten Signifikanz zum ein-, fünf- und zehn-Prozent-Niveau.

